

Validación de la Escala de Comunicación Padres-Adolescente en jóvenes universitarios de Lima

Validation of the Parent-Adolescent Communication Scale among University Students from Lima

Validação da Escala de Comunicação Pais-Adolescente entre estudantes universitários em Lima

Elizabeth Dany Araujo-Robles* <https://orcid.org/0000-0002-9875-6097>

Facultad de Psicología, Universidad Peruana Cayetano Heredia, Lima – Perú

Escuela de Posgrado, Universidad Inca Garcilaso de la Vega, Lima – Perú

Victor Hugo Ucedo-Silva <https://orcid.org/0000-0002-1466-8103>

Facultad de Psicología, Universidad Peruana Cayetano Heredia, Lima – Perú

Departamento de Ciencias, Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas, Lima – Perú

Roberto Bueno-Cuadra <https://orcid.org/0000-0001-8895-9109>

Facultad de Psicología, Universidad Nacional Federico Villarreal, Lima – Perú



Recibido: 19/6/17 **Revisado:** 15/11/17 **Aceptado:** 15/03/18 **Publicado:** 30/06/18

► **Resumen.** El objetivo fue presentar evidencias de validez y confiabilidad de la Escala de Comunicación Padres-Adolescente de Barnes y Olson (1982) en universitarios de Lima de 16 a 25 años. Participaron 255 estudiantes (162 mujeres) de dos universidades de Lima. Se realizó un análisis factorial confirmatorio con el objetivo de evaluar la viabilidad de las estructuras bifactorial y trifactorial de la escala. El análisis factorial exploratorio apoyó la estructura de los dos factores inicialmente propuestos para esta escala (apertura de comunicación y problemas de comunicación). Tanto en la versión de comunicación con el padre como en la de comunicación con la madre se obtuvieron altos valores de alfa de Cronbach (entre .80 y .90). El modelo estructural construido presentó también adecuados índices de ajuste. Con ello se confirma la confiabilidad y la validez de este instrumento en la muestra investigada.

Palabras clave:

*adolescentes,
comunicación
familiar,
confiabilidad,
validez,
universitarios.*

► **Abstract.** The purpose of this study was to provide evidence of validity and reliability for the Barnes and Olson's (1982) Parent-Adolescent Communication Scale among university students from Lima, aged 16 to 25. Participants were 255 students (162 females) from two universities. A confirmatory factor analysis was performed to assess the viability of bi-factor and tri-factor structures. This exploratory factor analysis supported the two-factor structure originally proposed for this instrument (open communication and problem communication). Both in the father-adolescent and in the mother-adolescent version, obtained Cronbach's alpha values were high (ranging between .80 and .90). The structural model also showed good fit indexes. This confirms the reliability and validity of this instrument in the sample under study.

Keywords:

adolescents, family communication, reliability, validity, university students.

► **Resumo.** O objetivo da pesquisa foi apresentar evidências de validade e confiabilidade da Escala de Comunicação Pais-Adolescente de Barnes e Olson (1982) em universitários de Lima de 16 a 25 anos. A amostra foi formada por 255 estudantes (162 mulheres) de duas universidades de Lima. Foi realizada uma análise fatorial exploratória com o objetivo de avaliar a viabilidade das estruturas bifatorial e trifatorial da escala. A análise fatorial confirmatória apoiou a estrutura dos dois fatores inicialmente propostos para esta escala (comunicação aberta e problemas de comunicação). Tanto na versão de comunicação com o pai quanto na comunicação com a mãe, foram obtidos valores altos para o coeficiente alfa de Cronbach (entre .80 e .90). O modelo estrutural construído também apresentou índices de ajuste adequados. Isto confirma a confiabilidade e validade deste instrumento na amostra investigada.

Palavras-chave:

adolescentes, comunicação familiar, confiabilidade, validade, universidade.

La comunicación es frecuentemente definida como el uso de “símbolos” convencionalmente vinculados a determinados referentes, de tal forma que otros puedan responder a ellos (Adler & Rodman, 2006; Koerner & Fitzpatrick, 2002). Desde el punto de vista psicológico, el término “comunicación” abarca mucho más que la posibilidad de decirse cosas los unos a los otros. La comunicación es la herramienta fundamental para mantener la cohesión del grupo. Esto es particularmente cierto en el medio humano y en particular en el seno de la familia. Por ejemplo, la comunicación promueve el bienestar tanto del grupo familiar como el de cada uno de sus miembros.

Como en todo grupo, la comunicación en el seno familiar se da a distintos niveles, por lo que podemos encontrar, por ejemplo, la comunicación entre cónyuges, la comunicación entre

los padres y los hijos y la comunicación entre los hermanos. En este artículo, nuestro interés se enfoca en la comunicación entre los padres y el hijo adolescente o adulto joven. Algunos avances tecnológicos, como en el caso del teléfono móvil, han expandido en cierta forma las oportunidades de comunicación entre padres e hijos, aunque estos beneficios no se presentan en todas las familias, ya que en muchas de ellas las consecuencias han sido más bien un incremento en el aislamiento de los adolescentes respecto de la vida familiar (Devitt & Roker, 2009).

Por otro lado, muchos adolescentes pueden experimentar problemas y falta de confianza para comunicarse con sus padres. Un estudio de Ackard, Neumark-Sztainer, Story y Perry (2006) mostró que entre un cuarto y la mitad de los adolescentes entrevistados podrían experimentar estas dificultades. Es también un hecho que el grado y quizá también la calidad de la comunicación del adolescente con sus padres va disminuyendo a medida que aquel adquiere mayor autonomía (Finkenauer, Engels & Meeus, 2002), lo que se traduce en la decisión de cuánta información compartir u ocultar a sus padres, por ejemplo, acerca de sus actividades cotidianas o sus amistades (e. g. Keijsers & Poulin, 2013). Se ha observado que la tendencia del adolescente a revelar esta clase de información a sus padres está relacionada con el grado en que él o ella consideran que sus progenitores tienen realmente el derecho de obtener esa información (Keijsers & Laird, 2014). También se ha descubierto que cuanto más considera un adolescente que sus padres “invaden” su privacidad, es menos probable que aquel revele aspectos importantes de sus actividades y relaciones (Hawk et al., 2013). Coleman (2014) observa, además, que “durante la adolescencia habrá una serie de áreas relacionadas con decisiones personales en las que los padres y sus hijos tendrán desacuerdos” (p. 207).

Sin embargo, la calidad de la comunicación con sus padres tiene un impacto significativo en la vida de los adolescentes y de los adultos jóvenes. Por ejemplo, el estudio de Ackard et al. (2006) mostró que una baja comunicación con los padres, entre otros factores, estaba asociada a insatisfacción con el cuerpo, uso de drogas, suicidio, depresión y baja autoestima. En otra investigación se halló que las adolescentes con trastornos alimentarios percibían menos apertura de comunicación y más problemas de comunicación que las adolescentes sin tales trastornos (Maglio & Molina, 2012).

Por otro lado, una buena comunicación actúa como factor protector principalmente frente a condiciones de riesgo. Por ejemplo, la comunicación en general o específicamente sobre temas sexuales puede ser un factor protector de los embarazos no deseados y las enfermedades de transmisión sexual, al incidir en la postergación de la iniciación sexual y la práctica sexual segura (Fasula & Miller, 2006; Fisher, 1987; Salazar-Granara et al., 2007; Weinman, Small, Buzi & Smith, 2008). Una comunicación adecuada ayuda también como factor protector frente al uso de sustancias en adolescentes (e. g., Cava, Murgui & Musitu, 2008; Highet, 2005; Macaulay, Griffin, Gronewold, Williams & Botvin, 2005) y, al menos de modo

indirecto, frente al involucramiento en conducta delictiva (Jiménez, Murgui, Estévez & Musitu, 2007). De hecho, Bandura (1997) había señalado que los jóvenes que expresan eficazmente sus opiniones y expectativas con los padres y adultos, resisten mejor la presión de los pares. La calidad de la comunicación con los padres tiene un impacto en los problemas vinculados con la adicción a internet (e. g., Park, Kim & Cho, 2008) o el ser víctimas de *ciberbullying* (Larrañaga, Yubero, Ovejero & Navarro, 2016).

Una buena comunicación con sus padres promueve en los adolescentes el desarrollo de competencias sociales y valores positivos (Hillaker, Brophy-Herb, Villarruel & Hass, 2008), estilos de vida más saludables (Rodrigo et al., 2004), estrategias de afrontamiento y autoconfianza (Luna, Laca & Cedillo, 2012), autoestima (Estévez, Musitu, & Herrero, 2005), satisfacción con la vida (Levin, Dallago & Currie, 2012) y un sentido estable y adecuadamente definido de autoconcepto (van Dijk et al., 2014). Además, en el contexto educativo, la calidad de la comunicación es un factor importante que puede repercutir en los logros académicos de los adolescentes, por ejemplo, para mejorar su interés en determinadas áreas académicas como las de ciencias o matemáticas (Hyde et al., 2017).

En el Perú y en otros países, muchos adultos jóvenes solteros continúan viviendo en el hogar de los padres. En esos casos, su permanencia suele extenderse por lo menos durante el período en que dichos jóvenes completan su preparación profesional y aun en muchos casos hasta que forman sus propias familias. Al margen de las diferencias frente a los adolescentes en cuanto a la edad y la condición de dependencia económica, entre otros factores, el hecho de continuar viviendo con sus padres puede implicar que para dichos jóvenes, la comunicación con sus padres tenga características y efectos bastante similares a los observados en los adolescentes. En realidad, los beneficios de una comunicación de calidad no tendrían por qué limitarse solo a los primeros años de la adolescencia. En el presente artículo estamos interesados en un grupo particular de adultos jóvenes: los estudiantes universitarios. Para dichos estudiantes una comunicación de calidad con sus padres tiene también un valor apreciable y en realidad muchas evidencias así lo demuestran.

Por ejemplo, jóvenes universitarios presentan menos síntomas físicos en ambientes familiares con una mejor calidad de comunicación, y en concreto, cuando sienten que son libres de expresarse en el seno familiar (Rivero-Lazcano, Martínez-Pampliega & Iraurgi, 2011). Taniguchi y Aune (2013) evaluaron a 143 estudiantes no graduados (de 18 a 25 años) procedentes de una universidad del oeste de Estados Unidos y hallaron que el grado de satisfacción corporal correlacionaba negativamente con la percepción de problemas de comunicación con sus padres. Algunos estudios realizados en el Perú, en universitarios, indican que una buena comunicación con sus padres está asociada a mejores niveles de satisfacción familiar (Bueno, 1996). Por otro lado, el ingreso en la vida universitaria significa para muchos adultos jóvenes

la separación física de sus familias de origen. Esto no implica necesariamente la ruptura de la comunicación con sus padres y en tales casos, los beneficios de tal comunicación pueden aún persistir. Por ejemplo, se ha observado en universitarios que una mejor comunicación con sus padres se asocia a menores síntomas obsesivos, fóbicos y de ansiedad, depresión y somatización (Hiester, Nordstrom & Swenson, 2009) y un mayor sentido de bienestar psicológico (Sax & Weiuntraub, 2014). Es interesante considerar que todos o la mayoría de los participantes en los dos últimos estudios citados no vivían con sus padres, aunque mantenían comunicación con ellos.

Considerando la importancia de la comunicación de los adolescentes y adultos jóvenes con sus padres, se hace necesario contar con instrumentos validados que permitan una medición confiable de dicha variable y que puedan ser útiles tanto en investigación como en el ejercicio profesional. Para este fin existen algunos instrumentos en idioma español como la Escala de Estilos Comunicativos Familiares (Pérez & Aguilar, 2009), mientras que otros incorporan la comunicación de los adolescentes con sus padres como parte de su estructura (e. g., Hernández, 1996; Moreno, Muñoz-Tinoco, Pérez & Sánchez-Queija, 2006). El primero de los nombrados consta de una lista de adjetivos que califican el estilo de comunicación del padre o madre con el adolescente, en tanto que los otros dos dedican algunos ítems al tópico de la comunicación familiar o con los padres como parte de una variedad amplia de temas. Sin embargo, ninguno de esos instrumentos han sido validados en el Perú. Barnes y Olson (1982) propusieron la Escala de Comunicación Padres-Adolescente (ECPA), creada como parte de la instrumentación requerida para la investigación del modelo circunplejo del funcionamiento familiar y que ha sido ampliamente utilizada a nivel internacional.

En el presente estudio, el objetivo fue proporcionar evidencias de la validez de la ECPA, mediante el examen de su estructura factorial, así como la estimación de la confiabilidad por consistencia interna de los puntajes de dicho instrumento, en universitarios de la ciudad de Lima y abarcando un rango de edades más extenso que el considerado originalmente por sus autores. La ECPA explora la calidad percibida por el adolescente de su comunicación con sus padres a través de las dimensiones de apertura de la comunicación y de problemas de comunicación. La dimensión de apertura abarca aspectos positivos de la comunicación y satisfacción del adolescente sobre la calidad de la comunicación. La dimensión de problemas de comunicación se refiere a la percepción por parte del adolescente de agresividad en la comunicación y resistencia a transmitir determinados contenidos. Esas dimensiones fueron corroboradas por Barnes y Olson mediante análisis factorial. A diferencia de lo que sucede con aquellos instrumentos que exploran la calidad de la comunicación con los padres respecto de tópicos específicos (e. g., Parra & Oliva, 2002; Sales et al., 2008), el presente instrumento evalúa la comunicación padres-adolescente en sus características generales.

Sobre la base de la ECPA algunos autores han desarrollado nuevas versiones de instrumentos para evaluar la comunicación padres-adolescente (Schmidt, Maglio, Messoulam & González, 2010); sin embargo, consideramos que la ECPA, en su contenido original, es todavía un instrumento viable, de lo que es muestra la gran cantidad de estudios en que ha sido empleada, incluso en la población hispanoparlante (e. g., Estévez, Murgui, Moreno, & Musitu, 2007; Jiménez, Musitu & Murgui, 2006; Jiménez et al., 2007; Luna et al., 2012; Martínez-Ferrer, Musitu-Ochoa, Murgui-Pérez & Amador-Muñoz, 2009). Solo algunos de estos estudios reportaron resultados concernientes a la estructura factorial y confiabilidad de la ECPA (e. g., Estévez et al., 2007; Martínez-Ferrer et al., 2009). Por otro lado, Schmidt, Messoulam, Molina & Abal (2008) realizaron una adaptación de la ECPA al contexto argentino, la cual incluyó la eliminación de algunos ítems y la incorporación de otros, dando como resultado una versión de 26 ítems. Además, los resultados de algunos de esos trabajos (e. g., Estévez et al., 2007; Martínez-Ferrer et al., 2009; Schmidt et al., 2008) apuntan hacia una estructura de tres factores: comunicación abierta, problemas de comunicación y selectividad (o evitación) en la comunicación. Por esta razón, el presente estudio comenzará explorando la viabilidad de la estructura bifactorial y de la trifactorial para la ECPA.

La ECPA se fundamenta teóricamente en el modelo circunplejo del funcionamiento familiar (Olson, 2011; Olson, Sprenkle & Russell, 1979). Según este modelo, cualquier familia puede ser descrita a lo largo de dos dimensiones fundamentales: cohesión y adaptabilidad (esta última, rebautizada como flexibilidad, Olson, 2000). La cohesión se relaciona con la cercanía afectiva entre los miembros, en tanto que la flexibilidad tiene que ver con la capacidad para modificar los patrones y características de funcionamiento de la familia en respuesta a demandas internas o externas. Una tercera dimensión, la comunicación, se considera como el mecanismo mediante el cual la familia puede adquirir un mayor o menor grado de cohesión y adaptabilidad (Barnes & Olson, 1985; Olson, 2011). Las familias ubicadas en niveles intermedios en las dimensiones de cohesión y flexibilidad muestran mejores niveles de comunicación que aquellas que presentan valores extremos en dichas dimensiones (Bhushan & Shirali, 1992; Rodick, Henggeler & Hanson, 1986). El nivel de comunicación familiar tiene una importancia fundamental porque permite mantener o alterar las condiciones del sistema, lo que ocurre, como señalan Morrison y Zetlin (1992), por medio de facilitar procesos de negociación de las reglas que rigen las relaciones en el seno familiar. Una buena comunicación intrafamiliar ayuda a una mejor comprensión de las necesidades, intereses y afectos de los miembros de la familia, colaborando con ello en la búsqueda de soluciones cuando alguno de ellos enfrenta situaciones difíciles.

MÉTODO

Participantes

Los estudiantes fueron seleccionados al azar entre quienes se hallaban en las aulas en el momento de la evaluación y contaban con disposición para responder la prueba. La muestra estuvo conformada por 255 estudiantes (63.5% mujeres y 36.5% hombres) provenientes de una universidad estatal y una universidad privada de Lima, de cinco carreras profesionales. Sus edades variaron entre los 16 y 25 años ($M = 20.10$; $DE = 1.79$). Dichos estudiantes pertenecían a los dos primeros años de estudios, distribuidos en cuatro ciclos de estudios: primero (12.9%), segundo (40.4%), tercero (23.1%) y cuarto (23.5%). Se consideró como criterio de exclusión que sean padres.

Instrumento

Escala de Comunicación Padres-Adolescente (ECPA; Barnes & Olson, 1982, 1989). La ECPA consta de dos escalas que evalúan las dimensiones de apertura de la comunicación y problemas de comunicación. En su versión original, cada una de estas escalas consta de 10 ítems. Cada ítem describe conductas, situaciones o hechos relativos a la calidad de la comunicación padres-adolescente. El participante expresa su grado de acuerdo con lo expresado en cada ítem mediante una escala Likert de cinco opciones. Una mayor puntuación en cada escala indica una mejor comunicación (la calificación de la escala de problemas de comunicación se invierte). Las puntuaciones de las escalas pueden sumarse produciendo una puntuación general. La escala se presenta en dos versiones, una para que el adolescente evalúe la comunicación con el padre y otra para hacer lo mismo respecto de la madre, pero ambas versiones contienen los mismos ítems. En el estudio original, Barnes y Olson (1982, 1989) obtuvieron coeficientes alfas de .88, .87 y .78, para la escala total y las subescalas de apertura de la comunicación y de problemas de comunicación, respectivamente. Bueno (1996) utilizó la ECPA en universitarios de Lima, haciendo uso de la estructura original del instrumento y obtuvo correlaciones ítem-test que variaban de .32 a .83 en la versión de comunicación con el padre y de .37 a .85 en la versión de comunicación con la madre. Asimismo, obtuvo alfas de Cronbach entre .75 y .92.

Procedimiento

La escala en sus dos versiones (padre y madre) fue administrada a los participantes en el aula de clase, previa aceptación. La aplicación de la escala fue individual y en pequeños grupos durante diferentes horas del día.

Para las consideraciones éticas, las pruebas forman parte del protocolo de evaluación adjunto al consentimiento informado. Se tuvieron en cuenta los principios éticos (Polit &

Beck, 2012, pp. 152-156) de Respeto a la Dignidad Humana, ya que se explicó al adolescente los objetivos del estudio obteniendo de esta manera su consentimiento; Beneficencia, al protegerse el bienestar físico y psicológico del evaluado antes, durante y después de la recolección de los datos y ofreciendo orientación y consejería psicológica a su solicitud y Justicia, pues se tomaron medidas para que todos los potenciales participantes tuvieran la misma probabilidad de ser seleccionados para la muestra y para proteger su anonimato.

Análisis de datos

Inicialmente se calcularon las correlaciones entre los ítems y la puntuación total de la ECPA. Se tomó la decisión de eliminar del instrumento aquellos ítems que presentaran una correlación con el puntaje total menor a .25. La confiabilidad se estimó mediante el alfa de Cronbach y además de calcularon los intervalos de confianza del alfa (al 95%) con base en Dominguez-Lara y Merino-Soto (2015), mediante el método de Bonett (como se citó en Dominguez-Lara y Merino-Soto, 2015).

Después de la eliminación de los ítems cuya correlación con el puntaje total fue menor a .25, se procedió al análisis factorial exploratorio (AFE) ($n = 98$), mediante el método de mínimos cuadrados no ponderados y rotación varimax. Como ya se dijo, en vista de los resultados obtenidos en algunos otros estudios (e. g., Estévez et al., 2007; Schmidt et al., 2008) se consideró pertinente evaluar la adecuación de una estructura trifactorial, además de la bifactorial, que es la originalmente propuesta por los autores de la ECPA. Posteriormente, se llevó a cabo otro análisis factorial exploratorio (AFE) ($n = 255$) para la estructura de dos factores, también mediante el método de mínimos cuadrados no ponderados y rotación varimax. Previamente a cada uno de dichos análisis factoriales, se realizaron las pruebas de Kaiser-Meyer-Olkin y de esfericidad de Bartlett a fin de evaluar la adecuación de los datos para llevar a cabo los mencionados análisis.

Sobre la base de la estructura bifactorial con 18 ítems se construyó un modelo estructural basado en los diferentes métodos de estimación, a partir del módulo de AMOS del SPSS 21. Previamente se evaluó la normalidad multivariada (Medrano & Muñoz-Navarro, 2017). Se procedió a evaluar diferentes métodos (métodos de estimación de máxima verosimilitud, métodos de mínimos cuadrados no ponderados entre otros), obteniendo resultados similares en las estimaciones de los parámetros optando por una estimación robusta ante la ausencia de la normalidad multivariada, y específicamente para variables en escala ordinal y se obtuvo una mejor adecuación del modelo con el método de Mínimos Cuadrados de Libre Escala. Se obtuvieron también los diferentes índices de ajuste global para este modelo. Estos índices fueron evaluados bajo la consideración del tamaño de la muestra ($n = 255$) y el número de variables observadas (18 ítems). Los índices de ajuste considerados fueron la razón χ^2/gl , GFI, AGFI, NFI y RFI. La valoración

de estos índices se realizó de acuerdo con los criterios descritos por Westland (2015) en el caso del GFI y del AGFI y por Manzano y Zamora (2009), respecto del NFI y del RFI.

Resultados

Las correlaciones de cada ítem con el puntaje total se muestran en la Tabla 1. Las correlaciones fueron muy superiores a .30 excepto en dos ítems, uno de problemas de comunicación (ítem 11: “soy muy cuidadoso (a) acerca de lo que le digo a mi madre-padre”) y el otro de apertura de la comunicación (ítem 16: “encuentro fácil discutir problemas con mi madre-padre”), tomándose la decisión de continuar con el análisis, pero sin considerar dichos ítems.

Tabla 1

Primer cálculo de correlaciones ítem-test corregidas y alfa de Cronbach.

COMUNICACIÓN CON LA MADRE			COMUNICACIÓN CON EL PADRE		
Ítem	r_{itc}	α	Ítem	r_{itc}	α
01	.68	.87	01	.55	.84
02	.49	.88	02	.29	.85
03	.63	.88	03	.64	.84
04	.57	.88	04	.54	.84
05	.59	.88	05	.44	.85
06	.47	.88	06	.49	.85
07	.70	.87	07	.66	.84
08	.50	.88	08	.48	.85
09	.60	.88	09	.61	.84
10	.47	.88	10	.40	.85
11	.01	.89	11	.04	.86
12	.51	.88	12	.36	.85
13	.48	.88	13	.51	.84
14	.48	.88	14	.49	.85
15	.51	.88	15	.38	.85
16	.13	.89	16	.20	.86
17	.58	.88	17	.47	.85
18	.59	.88	18	.49	.85
19	.42	.88	19	.42	.85
20	.56	.88	20	.38	.85

Nota: r_{itc} = correlación elemento-total corregida; α = alfa de Cronbach si se elimina el elemento.

Del análisis paralelo se encontró que no se cumple el supuesto de paralelismo ni para la escala completa ($X^2 = 1028.71$; $gl = 208$; $p < .001$) ni para la escala omitiendo los ítems 11 y 16 ($X^2 = 721.06$; $gl = 169$; $p < .001$), por lo que para estimar la fiabilidad se consideró mejor emplear el alfa de Cronbach. Antes de la eliminación de los ítems 11 y 16, los alfas para la escala total fueron de .85 para comunicación con el padre y de .88 para comunicación con la madre. Después de eliminar dichos ítems, los alfas para la escala total fueron .89 y .90 respectivamente. En la Tabla 2 se muestran las correlaciones ítem-test nuevamente calculadas y puede apreciarse además que, en ambas versiones, la eliminación de cualquier ítem reduciría el valor del alfa de la escala total.

Tabla 2

Segundo cálculo de correlaciones ítem-test corregidas y alfa de Cronbach

COMUNICACIÓN CON LA MADRE			COMUNICACIÓN CON EL PADRE		
Ítem	r_{itc}	α	Ítem	r_{itc}	α
01	.67	.89	01	.54	.86
02	.51	.90	02	.33	.87
03	.64	.89	03	.66	.85
04	.54	.90	04	.51	.86
05	.59	.89	05	.44	.86
06	.48	.90	06	.50	.86
07	.69	.89	07	.65	.85
08	.52	.90	08	.51	.86
09	.59	.89	09	.61	.85
10	.49	.90	10	.41	.86
11	-	-	11	-	-
12	.52	.90	12	.37	.86
13	.49	.90	13	.52	.86
14	.49	.90	14	.49	.86
15	.48	.90	15	.36	.86
16	-	-	16	-	-
17	.57	.89	17	.45	.86
18	.62	.89	18	.50	.86
19	.44	.90	19	.43	.86
20	.55	.89	20	.37	.86

Nota: r_{itc} = correlación elemento-total corregida; α = alfa de Cronbach si se elimina el elemento.

Después de descartarse los ítems 11 y 16 se procedió a realizar un AFE. El test de Kaiser–Meyer–Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett reportaron valores adecuados para dos factores y tres factores, tanto en el caso de comunicación con el padre (KMO =.80; $X^2 = 796.79$; $gl = 153$; $p < .001$, para ambas soluciones), como en el caso de la comunicación con la madre (KMO =.85; $X^2 = 847.55$; $gl=153$; $p < .001$, para ambas soluciones), lo cual revela la adecuación de los datos para el AFE.

La solución de tres factores no parece la más aceptable. En el caso de la comunicación con el padre, la solución trifactorial arroja dos factores con varios ítems y un tercer factor con un solo ítem, el número 2 (“a veces tengo dificultad para creerle a mi padre todo lo que me dice”). Las cargas factoriales varían entre .50 y .81 para el primer factor y entre .25 y .79 para el segundo factor, mientras que el ítem 2 carga .77 en el tercer factor. En la solución bifactorial, el ítem 2 carga en la dimensión de apertura de comunicación. De esta manera, en el primer factor las cargas variaron entre .27 y .81 y en el segundo factor entre .26 y .76.

En el caso de la comunicación con la madre, la solución trifactorial parece más clara que en el caso de la comunicación con el padre, al emerger factores con seis ítems cada uno. En el primer factor, las cargas varían de .31 a .72; en el segundo factor varían de .35 a .73 y en el tercero, de .42 a .69. Pero cuando se restringe el análisis a dos factores, los ítems cargan en sus respectivas dimensiones de la misma manera que en el instrumento original, excepto en tres de ellos. En este caso, las cargas factoriales varían de .37 a .75 en el primer factor y de .47 a .77 en el segundo.

Posteriormente, se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio (AFE) sobre la base de los dos factores teóricamente propuestos y que se consideran viables de acuerdo con los resultados preliminares. Los resultados de las pruebas de Kaiser-Meyer-Olkin y de Bartlett fueron adecuados, tanto para comunicación con el padre (KMO = .85; $X^2 = 1839.52$; $gl = 153$; $p < .001$), como para comunicación con la madre (KMO = .89; $X^2 = 1832.02$; $gl = 153$; $p < .001$). En la Tabla 3 se muestran las cargas factoriales de los ítems de la escala en sus dos versiones (padre y madre). Dichos resultados confirman la estructura original del instrumento; es decir, reafirman la pertenencia de cada uno de los ítems a las escalas (apertura o problemas de comunicación) a las que corresponden en la versión original, excepto por la exclusión de los ítems 11 y 16.

Posteriormente se realizó un nuevo cálculo del alfa de Cronbach. Para la versión de comunicación con el padre se obtuvieron los valores siguientes del alfa y sus IC (95%): .87 (IC: .84-.89) para la escala total, .89 para apertura (IC: .87, .91) y .80 (IC: .76, .83) para problemas de comunicación. Para la versión de comunicación con la madre los valores de alfa y sus IC (95%) fueron: .90 (IC: .88, .92) para la escala total, .86 (IC: .84, .89) para apertura y .83 (IC: .79, .86) para problemas de comunicación.

Tabla 3*Cargas factoriales de la Escala de Comunicación Padres-Adolescente*

COMUNICACIÓN CON LA MADRE			COMUNICACIÓN CON EL PADRE		
Ítem	r_{itc}	α	Ítem	r_{itc}	α
01	.67	.89	01	.54	.86
02	.51	.90	02	.33	.87
03	.64	.89	03	.66	.85
04	.54	.90	04	.51	.86
05	.59	.89	05	.44	.86
06	.48	.90	06	.50	.86
07	.69	.89	07	.65	.85
08	.52	.90	08	.51	.86
09	.59	.89	09	.61	.85
10	.49	.90	10	.41	.86
11	-	-	11	-	-
12	.52	.90	12	.37	.86
13	.49	.90	13	.52	.86
14	.49	.90	14	.49	.86
15	.48	.90	15	.36	.86
16	-	-	16	-	-
17	.57	.89	17	.45	.86
18	.62	.89	18	.50	.86
19	.44	.90	19	.43	.86
20	.55	.89	20	.37	.86

Nota: A = Apertura de la comunicación; PC = Problemas de comunicación.

Como parte del análisis factorial confirmatorio (AFC), se construyó un modelo estructural sobre la base de la estructura bifactorial de 18 ítems. Se encontró que las variables en su conjunto carecen de normalidad multivariada tanto para el caso de comunicación con el padre (estadístico 64.87 > valor crítico de 18.11 con un nivel de significación de .05), como en el de comunicación con la madre (estadístico 57.89 > valor crítico de 17.23 con un nivel de significación de .05). La evaluación de diferentes métodos arrojó una mejor adecuación del modelo con el método de Mínimos Cuadrados de Libre Escala, con el cual se obtuvieron las cargas factoriales mostradas en la Figura 1.

En la Tabla 4 se muestran los valores de los diversos índices de ajuste obtenidos. Los valores de X^2 fueron significativos en ambas versiones (padre y madre), sin embargo la razón X^2/gl (para $gl = 134$) fue menor a 3, considerando el método de Mínimos Cuadrados de Libre

Escala, lo que se considera ideal para el modelo estructural (pequeño). El valor del índice absoluto GFI muestra la adecuación del modelo en ambas versiones, ya que, como indica Westland (2015, p. 55), aunque algunos autores estiman que el punto de corte adecuado para este indicador es .95 por convención se adopta como punto de corte el valor .90. Asimismo, el índice de ajuste incremental AGFI presenta valores superiores a .90, valor que se considera también como punto de corte (Westland, 2015, p. 55). Los valores del NFI y del RFI se encuentran también dentro de los límites considerados aceptables (Manzano & Zamora, 2009).

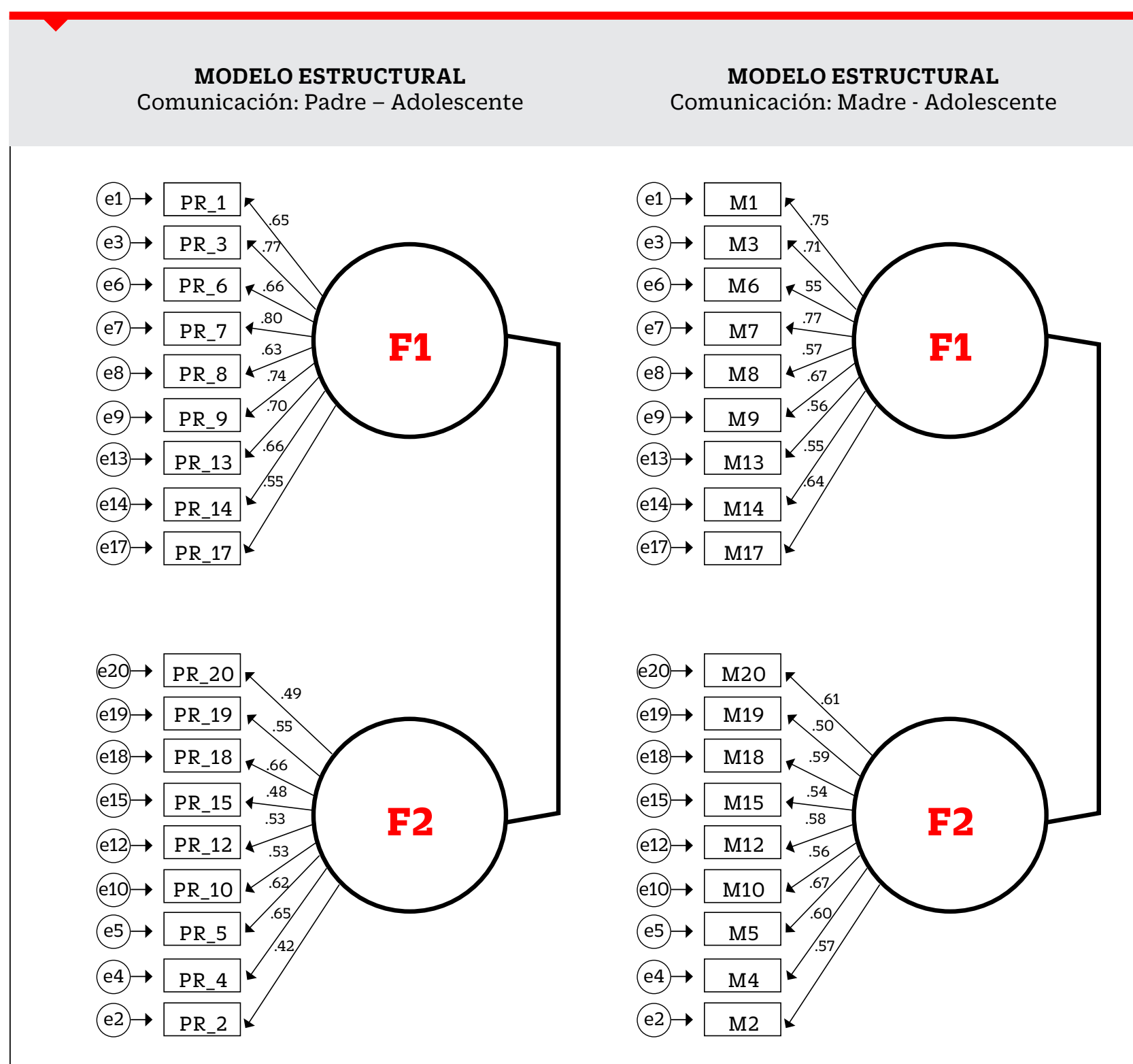


Figura 1. Modelo estructural para la Escala de Comunicación Padres-Adolescente.

Tabla 4*Índices de ajuste para el modelo estructural de la Escala de Comunicación Padres-Adolescente*

VERSIÓN COMUNICACIÓN CON LA MADRE			
Índices	Máxima Verosimilitud	Mínimo Cuadrado de Libre Escala	Libre Distribución Asintótica
X^2	426.74	183.60	1011.61
p	< .001	< .001	< .001
GFI	.84	.97	.96
AGFI	.80	.97	.95
NFI	.77	.96	.70
RFI	.74	.96	.66
VERSIÓN COMUNICACIÓN CON EL PADRE			
X^2	485.61	257.06	982.37
p	< .001	< .001	< .001
GFI	.82	.96	.91
AGFI	.77	.95	.89
NFI	.74	.93	.52
RFI	.71	.92	.46

DISCUSIÓN

El objetivo fundamental de este trabajo fue presentar evidencias de validez de constructo y una estimación de la confiabilidad de las puntuaciones de la Escala de Comunicación Padres-Adolescente (ECPA) de Barnes y Olson (1982) en adolescentes tardíos y adultos jóvenes. Este instrumento fue construido para su uso en adolescentes; por ejemplo, en el estudio de Barnes y Olson (1985) la edad máxima de los participantes fue 20 años. Las edades cubiertas en una gran cantidad de estudios varía desde los 11 a los 19 años (e. g., Bandura, Caprara, Barbaranelli, Regalia & Scabini, 2011; Carrascosa, Cava & Buelga, 2015; Estévez et al., 2007; Feldman & Rosenthal, 2000; Jiménez, Estevez & Murgui, 2014; Luna et al., 2012). Existen, sin embargo, algunos trabajos que incluyen un rango más amplio de edades; por ejemplo, Landman-Peeters et al. (2005) consideraron participantes de 13 a 25 años. Dicho estudio exploró algunos indicadores clínicos y el soporte social y la calidad de comunicación en hijos de familias cuyos padres habían recibido alguna vez en su vida un tratamiento para desórdenes emocionales. Landman-Peeters et al.

(2005), consideraron plenamente válida la ECPA como parte del instrumental para explorar las relaciones entre la salud mental de los padres y de los hijos, incluso para jóvenes de 25 años. Otros ejemplos son el estudio de Cha, Doswell, Kim, Charron-Prochownik y Patrick (2007) y el ya citado de Taniguchi y Aune (2013). Estos ejemplos son suficientes para demostrar la utilidad de la ECPA en niveles de edad más allá de los considerados inicialmente por sus autores, lo que justifica nuestra decisión de validar este instrumento en adultos jóvenes.

Los resultados indican que la ECPA cuenta con un alto nivel de consistencia interna, tanto en la versión de comunicación con el padre, como en la de comunicación con la madre. Nuestros resultados son tan altos o más que algunos de los obtenidos en otros contextos culturales. Por ejemplo, Carrascosa et al. (2015) obtuvieron en España alfas en la escala de apertura de .89 y .88 para la comunicación con el padre y con la madre respectivamente, y alfas de .64 y .69 para problemas de comunicación con el padre y con la madre, respectivamente. En otros estudios, realizados en Holanda, los alfas tuvieron valores entre .65 y .85 (Jackson, Bijstra, Oostra & Bosma, 1998) y de .91 para apertura y .85 para problemas (Landman-Peeters et al., 2005). Varios estudios hicieron uso solamente de la escala de apertura. En el trabajo de Nash, McQueen y Bray (2005), esta escala mostró alfas de .84 y .95 en la comunicación con la madre y con el padre, respectivamente; en Italia, Caprara, Pastorelli, Regalia, Scabini y Bandura (2005) obtuvieron alfas de .83 para la escala de apertura en sus dos formas (madre y padre) y en España, Cava (2011) confirmó para esta misma escala, alfas de .87 para comunicación con la madre y .89 para comunicación con el padre. En otro estudio (Romo, Lefkowitz, Sigman & Au, 2002), el alfa fue de .89. En suma, nuestros resultados confirman los reportes a nivel internacional sobre la alta consistencia interna de la ECPA.

El AFE mostró la viabilidad de una estructura de dos factores, lo que fue avalado por el AFC. Este último no solo avaló la estructura bifactorial originalmente propuesta por los autores, sino también la distribución de los ítems en las escalas a las que correspondían en la versión original. En algunos estudios los investigadores simplemente asumieron la validez de dicha estructura bifactorial (e.g., Bandura et al., 2011; Landman-Peeters et al., 2005). En otros casos, el análisis factorial confirma la estructura bifactorial, pero alterando la composición de las escalas (e.g., Jackson et al., 1998). Sin embargo, tal como se mencionó previamente, en fechas recientes, ha surgido una discusión en torno a otras maneras de concebir la estructura del instrumento. Por ejemplo, Estévez et al. (2007) hallaron en España una estructura de tres factores: estilo de comunicación positivo, estilo de comunicación ofensivo y estilo de comunicación evitativo y las escalas resultantes mostraron buena consistencia interna (.87, .76 y .75, respectivamente). Otro estudio también en España, confirmó esta misma estructura (Estévez, Herrero, Martínez & Musitu, 2006). Un hallazgo con respecto a los tres factores es la presencia de una baja confiabilidad de su consistencia interna, por ejemplo, Feldman y Rosenthal (2000) reportan

tres factores con alfas que van de .59 a .89. Probablemente esos menores valores se deben a que dos de los tres factores tienen un número relativamente bajo de ítems.

En Argentina, Schmidt et al. (2008) hicieron una revisión de la ECPA, concluyendo que un aspecto incluido como parte de la dimensión de problemas de comunicación no podía valorarse propiamente como problema. En concreto, se referían a “selectividad y cautela en el contenido de lo que se comparte”, que Barnes y Olson incluían como parte de la definición de problemas de comunicación. Su objeción es que tal selectividad y cautela es parte de la conducta normal del adolescente y que, en vez de indicar problemas, es más bien un signo de la búsqueda de autonomía. Como se planteaba anteriormente, el nivel de la comunicación del adolescente con sus padres disminuye conforme busque una mayor autonomía (Finkenauer et al., 2002). El análisis factorial de la escala revisada, y aumentada a 26 ítems, por Schmidt et al. (2008) arrojó una estructura de tres factores similar a la reportada por Estévez et al. (2005): estilos positivo, agresivo y evitativo.

Debemos tener en cuenta que la estructura trifactorial (apertura, problemas y selectividad o evitación) ya había sido identificada por los mismos autores del instrumento quienes, sin embargo, consideraron pertinente integrar conceptualmente los estilos agresivo y selectivo en una sola dimensión en la que queden representados lo que ellos consideraron los aspectos negativos de la comunicación. Al respecto, debemos señalar que si bien, como indican Schmidt et al. (2008), el estilo selectivo o evitativo no podría considerarse un “problema” porque involucra aspectos del desarrollo normal del adolescente, sí es un aspecto no deseable para la comunicación. Cierta evidencia, aportada por los propios Schmidt et al. (2008), avala esa categorización: (a) el factor de selectividad o evitación correlaciona positivamente con el factor de problemas de comunicación y negativamente con el de apertura y (b) cuando se realiza un análisis limitado a dos factores, las dimensiones de problemas y de selectividad o evitación colapsan en una sola, en tanto que apertura queda como una dimensión independiente. Debemos recordar también que el objetivo de la ECPA no es evaluar el desarrollo afectivo o social del adolescente, sino la calidad de su comunicación con sus padres. Por esa razón, Barnes y Olson incluyeron los aspectos evitativos o selectivos como parte del factor de problemas de comunicación, el que globalmente puede entenderse como circunstancias que disminuyen el nivel o calidad de la comunicación del adolescente con sus padres. Por tanto, consideramos pertinente considerar tal selectividad como parte de la dimensión de problemas de comunicación, como hicieron los autores del instrumento.

Nuestros resultados apoyan una estructura bifactorial, y por esta razón, ante el uso exitoso de tal enfoque en varios de los estudios citados en este trabajo, consideramos aún válida tal estructura. En nuestro caso, la solución bifactorial se adecúa bien a los datos. Debemos también tener en cuenta que esa solución se alcanza luego del retiro de dos ítems: “soy muy cuidadoso

(a) acerca de lo que le digo a mi madre – padre” y “encuentro fácil discutir problemas con mi madre – padre” precisamente por su baja correlación con la puntuación total.

Los estudios citados en este artículo indican la importancia de la comunicación del adolescente y del adulto joven, incluyendo a estudiantes universitarios, con sus padres y su impacto en diversos indicadores del funcionamiento psicológico de dichos adolescentes y jóvenes. Como se muestra en algunos de dichos estudios, la comunicación con sus padres es de gran importancia para el bienestar psicológico del estudiante universitario. Dada la escasez de estudios en la población de universitarios peruanos acerca de estos aspectos y la gran necesidad de contar con ellos, se hace indispensable desarrollar o validar instrumentos que puedan ser confiablemente utilizados en dicha población. Nuestros resultados constituyen un paso en esa dirección al aportar evidencias de validez de un instrumento de rápida y fácil administración; el cual, además, es de amplio uso a nivel internacional, lo que facilita la realización de comparaciones interculturales.

Las limitaciones del presente estudio conciernen al universo evaluado, tamaño de la muestra y métodos de validación empleados. Por ello, consideramos que estudios futuros deberán aportar datos acerca de: (a) un universo más amplio que el de universitarios en el grupo de edad del presente trabajo, (b) grupos de mayores dimensiones, en los cuales sea posible evaluar posibles diferencias en la estructura factorial del instrumento respecto de variables sociodemográficas como el género o la edad y (c) otras formas de validez, como la discriminante, mediante la comparación de grupos de riesgo con grupos de la población general, tanto en apertura como en problemas de comunicación.

REFERENCIAS

- Ackard, D. M., Neumark-Sztainer, D., Story, M. & Perry, C. (2006). Parent-child connectedness and behavioral and emotional health among adolescents. *American Journal of Preventive Medicine*, 30(1), 59-66. doi: <https://doi.org/10.1016/j.amepre.2005.09.013>
- Adler, R. B. & Rodman, G. (2006). *Understanding human communication* (9th ed.). Nueva York: Oxford University Press.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. Nueva York: Freeman.
- Bandura, A., Caprara, G. V., Barbaranelli, C., Regalia, C. & Scabini, E. (2011). Impact of family efficacy beliefs on quality of family functioning and satisfaction with family life. *Applied Psychology*, 60(3), 421-448. doi: <http://dx.doi.org/10.1111/j.1464-0597.2010.00442.x>
- Barnes, H. L. & Olson, D. H. (1982). Parent-adolescent communication scale. En D. H. Olson, H. McCubbin, H. Barnes, A. Larsen, M. Muxen, & W. Wilson (Eds.), *Family inventories: Inventories used in a national survey of families across the family life cycle* (pp. 33-48). St. Paul: University of Minnesota Press.
- Barnes, H. L. & Olson, D. H. (1985). Parent-adolescent communication and the circumplex model. *Child Development*, 56(2), 438-447. doi: <http://dx.doi.org/10.2307/1129732>
- Barnes, H. L. & Olson, D. H. (1989). Escala de comunicación padres-adolescente. En D. H. Olson, H. McCubbin, H. Barnes, A. Larsen, M. Muxen, & W. Wilson (Eds.), *Inventarios sobre familia* (s/p). Bogotá: Universidad Santo Tomás.

- Bhushan, R. & Shirali, K. A. (1992). Family types and communication with parents: A comparison of youth at different identity levels. *Journal of Youth and Adolescence*, 21(6), 687-697. doi: <https://doi.org/10.1007/BF01538739>
- Bueno, R. (1996). *Validación, confiabilidad y correlación entre las Escalas de Comunicación Padres-Adolescentes y Satisfacción Familiar en estudiantes de una universidad de Lima* (Tesis de maestría inédita). Lima: Universidad San Martín de Porres.
- Caprara, G. V., Pastorelli, C., Regalia, C., Scabini, E. & Bandura, A. (2005). Impact of adolescents' filial self-efficacy on quality of family functioning and satisfaction. *Journal of Research on Adolescence*, 15(1), 71-97. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1532-7795.2005.00087.x>
- Carrascosa, L., Cava, M. J. & Buelga, S. (2015). Actitudes hacia la autoridad y violencia entre adolescentes: diferencias en función del sexo. *Suma Psicológica*, 22(2), 102-109. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.sumpsi.2015.08.003>
- Cava, M. J. (2011). Familia, profesorado e iguales: Claves para el apoyo a las víctimas de acoso escolar. *Psychosocial Intervention*, 20(2), 183-192. doi: <https://doi.org/10.5093/in2011v20n2a6>
- Cava, M. J., Murgui, S. & Musitu, G. (2008). Diferencias en factores de protección del consumo de sustancias en la adolescencia temprana y tardía. *Psicothema*, 20(3), 389-395. Recuperado de <https://goo.gl/tzkpgj>
- Cha, E. S., Doswell, W. M., Kim, K. H., Charron-Prochownik, D & Patrick, T. E. (2007). Evaluating the Theory of Planned Behavior to explain intention to engage in premarital sex amongst Korean college students: A questionnaire survey. *International Journal of Nursing Studies*, 44(7), 1147-1157. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2006.04.015>
- Coleman, J. (2014). Parenting teenagers. En A. Abela, & J. Walker (Eds.), *Contemporary issues in family studies. Global perspectives in partnerships, parenting and support in a changing world* (pp. 203-214). Chichester, RU: Wiley-Blackwell.
- Devitt, K. & Roker, D. (2009). The role of mobile phones in family communication. *Children and Society*, 23(3), 189-202. doi: <http://dx.doi.org/10.1111/j.1099-0860.2008.00166.x>
- Dominguez-Lara, S. A. & Merino-Soto, C. (2015). ¿Por qué es importante reportar los intervalos de confianza del coeficiente alfa de Cronbach? *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 13(2), 1326-1328.
- Estévez, E., Musitu, G. & Herrero, J. (2005). El rol de la comunicación familiar y del ajuste escolar en la salud mental del adolescente. *Salud Mental*, 28(4), 81-89. doi: [Recuperado de https://goo.gl/jmyY6X](https://goo.gl/jmyY6X)
- Estévez, E., Herrero, J., Martínez, B. & Musitu, G. (2006). Aggressive and nonaggressive rejected students: An analysis of their differences. *Psychology in the Schools*, 43(3), 387-400. doi: <https://doi.org/10.1002/pits.20152>
- Estévez, E., Murgui, S., Moreno, D. & Musitu, G. (2007). Estilos de comunicación familiar, actitud hacia la autoridad institucional y conducta violenta del adolescente en la escuela. *Psicothema*, 19(1), 108-113. Recuperado de <https://goo.gl/XKczHa>
- Fasula, A. M. & Miller, K. S. (2006). African-American and Hispanic adolescents' intentions of delay first intercourse: Parental communication as a buffer for sexually active peers. *Journal of Adolescent Health*, 38(3), 193-200. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2004.12.009>
- Feldman, S. S. & Rosenthal, D. A. (2000). The Effect of Communication Characteristics on Family Members' Perceptions of Parents as Sex Educators. *Journal of Research on Adolescence*, 10(2), 119-150. doi: http://dx.doi.org/10.1207/SJRA1002_1
- Finkenauer, C., Engels, R. C. M. E. & Meeus, W. (2002). Keeping secrets from parents: Advantages and disadvantages of secrecy in adolescence. *Journal of Youth and Adolescence*, 31(2), 123-136. doi: <https://doi.org/10.1023/A:1014069926507>
- Fisher, T. D. (1987). Family communication and the sexual behavior and attitudes of college students. *Journal of Youth and Adolescence*, 16(5), 481-495. doi: <https://doi.org/10.1007/BF02202942>
- Hawk, S. T., Keijers, L., Frijns, T., Hale, W., Branje, S. & Meeus, W. (2013). "I still haven't found what I'm looking for": Parental privacy invasion predicts reduced parental knowledge. *Developmental Psychology*, 49(7), 1286-1298. doi: <https://doi.org/10.1037/a0029484>
- Hernández, A. (1996). *Familia y adolescencia: Indicadores de salud*. Washington, DC: OPS/Fundación Kellog.
- Hiester, M., Nordstrom & Swenson, L. M. (2009). Stability and change in parental attachment and adjustment outcomes during the first semester transition to college life. *Journal of College Student Development*, 50(5), 521-538. doi: <http://dx.doi.org/10.1353/csd.0.0089>
- Hightet, G. (2005). Alcohol and cannabis: Young people talking about how parents respond to their use of these two drugs. *Drugs: Education, Prevention and Policy*, 12(2), 113-124. doi: <https://doi.org/10.1080/09687630412331315125>
- Hillaker, B. D., Brophy-Herb, H. E., Villarruel, F. A. & Hass, B. E. (2008). The contributions of parenting to social competences and positive values in middle school youth: Positive family communication, maintaining standards, and supportive family relationships. *Family Relations*, 57(5), 591-601. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1741-3729.2008.00525.x>

- Hyde, J. S., Canning, E. A., Rozek, C. S., Clarke, E., Hulleman, C. S. & Harackiewicz, J. M. (2017). The role of mothers' communication in promoting motivation for math and science course-taking in high school. *Journal of Research in Adolescence*, 27(1), 49-64. doi: <https://doi.org/10.1111/jora.12253>
- Jackson, S., Bijstra, J., Oostra, L. & Bosma, H. (1998). Adolescents' perceptions of communication with parents relative to specific aspects of relationships with parents and personal development. *Journal of Adolescence*, 21(3), 305-322. doi: <http://dx.doi.org/10.1006/jado.1998.0155>
- Jiménez, T. I., Estévez, E. & Murgui, S. (2014). Ambiente comunitario y actitud hacia la autoridad: relaciones con la calidad de las relaciones familiares y con la agresión hacia los iguales en adolescentes. *Anales de Psicología*, 30(3), 1086-1095. doi: <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.160041>
- Jiménez, T. I., Musitu, G. & Murgui, S. (2006). Funcionamiento y comunicación familiar y consumo de sustancias en la adolescencia: el rol mediador del apoyo social. *Revista de Psicología Social*, 21(1), 21-34. Recuperado de <https://goo.gl/Z3GoAE>
- Jiménez, T. I., Murgui, S., Estévez, E. & Musitu, G. (2007). Comunicación familiar y comportamientos delictivos en adolescentes españoles: el doble rol mediador de la autoestima. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 39(3), 473-485. Recuperado de <https://goo.gl/gx6yCE>
- Keijsers, L. & Laird, R. D. (2014). Mother-adolescent monitoring dynamics and the legitimacy of parental authority. *Journal of Adolescence*, 37(5), 515-524. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.adolescence.2014.04.001>
- Keijsers, L. & Poulin, F. (2013). Developmental changes in parent-child communication through adolescence. *Developmental Psychology*, 49(12), 2301-2308. doi: <http://dx.doi.org/10.1037/a0032217>
- Koerner, A. F. & Fitzpatrick, M. A. (2002). Toward a theory of family communication. *Communication Theory*, 12(1), 70-91. doi: <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-2885.2002.tb00260.x>
- Landman-Peeters, K. M. C., Hartman, C. A., van der Pompe, G., den Boer, J. A., Minderaa, R. B. & Ormel, J. (2005). Gender differences in the relation between social support, problems in parent-offspring communication, and depression and anxiety. *Social Science & Medicine*, 60(11), 2549-2559. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.socscimed.2004.10.024>
- Larrañaga, E., Yubero, S., Ovejero, A. & Navarro, R. (2016). Loneliness, parent-child communication and cyberbullying victimization among Spanish youths. *Computers in Human Behavior*, 65, 1-8. doi: <https://doi.org/10.1016/j.chb.2016.08.015>
- Levin, K. A., Dallago, L. & Currie, C. (2012). The association between adolescent life satisfaction, family structure, family affluence and gender differences in parent-child communication. *Social Indicators Research*, 106(2), 287-305. doi: <http://dx.doi.org/10.1007/s11205-011-9804-y>
- Luna, A. C. A., Laca, F. A. & Cedillo, L. I. (2012). Toma de decisiones, estilos de comunicación en el conflicto y comunicación familiar en adolescentes bachilleres. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 17(2), 295-311. Recuperado de <https://goo.gl/T997aF>
- Macaulay, A. P., Griffin, K. W., Gronewold, E., Williams, C. & Botvin, G. J. (2005). Parenting practices and adolescent drug-related knowledge, attitudes, norms and behavior. *Journal of Alcohol and Drug Education*, 49(2), 67-83.
- Maglio, A. L. & Molina, M. F. (2012). La familia de adolescentes con trastornos alimentarios. ¿Cómo perciben sus miembros el funcionamiento familiar? *Revista Mexicana de Trastornos Alimentarios*, 3(1), 1-10. Recuperado de <https://goo.gl/BokTa6>
- Martínez-Ferrer, B., Musitu-Ochoa, G., Murgui-Pérez, S. & Amador-Muñoz, L. V. (2009). Conflicto marital, comunicación familiar y ajuste escolar en adolescentes. *Revista Mexicana de Psicología*, 26(1), 27-40.
- Manzano, A. & Zamora, S. (2009). *Sistema de ecuaciones estructurales: Una herramienta de investigación* (Cuaderno Técnico 4). México, DF: Centro Nacional de Evaluación para la Educación Superior.
- Medrano, L. A. & Muñoz-Navarro, R. (2017). Aproximación conceptual y práctica a los Modelos de Ecuaciones Estructurales. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, 11(1), 219-239. doi: <http://dx.doi.org/10.19083/ridu.11.486>
- Moreno, M.C., Muñoz-Tinoco, V., Pérez, P. & Sánchez-Queija, I. (2006). Los adolescentes españoles y sus familias: calidad en la comunicación con el padre y con la madre y conductas de riesgo relacionadas con el consumo de sustancias adictivas. *Cultura y Educación*, 18(3-4), 345-362. doi: <https://doi.org/10.1174/113564006779172975>
- Morrison, G. M. & Zetlin, A. (1992). Family profiles of adaptability, cohesion, and communication for learning handicapped and nonhandicapped adolescents. *Journal of Youth and Adolescence*, 21(2), 225-240. doi: <https://doi.org/10.1007/BF01537338>
- Nash, S., McQueen, A. & Bray, J. H. (2005). Pathways to adolescent alcohol use: family environment, peer influence, and parental expectations. *Journal of Adolescent Health*, 37(1), 19-28. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jadohealth.2004.06.004>
- Olson, D. H. (2000). Circumplex model of marital and family systems. *Journal of Family Therapy*, 22(2), 144-167. doi: <https://doi.org/10.1111/1467-6427.00144>
- Olson, D. (2011). Faces IV and the Circumplex model: Validation study. *Journal of Marital and Family Therapy*, 37(1), 64-80. doi: <http://dx.doi.org/10.1111/j.1752-0606.2009.00175.x>

- Olson, D. H., Sprenkle, D. H. & Russell, C. S. (1979). Circumplex model of marital and family systems: I. Cohesion and adaptability dimensions, family types, and clinical applications. *Family Processes*, 18(1), 3-28. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1545-5300.1979.00003.x>
- Parra, A. & Oliva, A. (2002). Comunicación y conflicto familiar durante la adolescencia. *Anales de Psicología*, 18(2), 215-231.
- Park, S. K., Kim, J. Y. & Cho, C. B. (2008). Prevalence of internet addiction and correlations with family factors among South Korean adolescents. *Adolescence*, 43(172), 895-909.
- Pérez, M. & Aguilar, J. (2009). Relaciones del conflicto padres-adolescentes con la flexibilidad familiar, comunicación y satisfacción marital. *Psicología y Salud*, 19(1), 111-120. Recuperado de <https://goo.gl/dYF7gb>
- Polit, D. F. & Beck, C. T. (2012). *Nursing research: Generating and assessing evidence for nursing practice* (9th ed.). Filadelfia: Lippincott Williams & Wilkins.
- Rivero-Lazcano, N., Martínez-Pampliega, A. & Iraurgi, I. (2011). El papel del funcionamiento y la comunicación familiar en los síntomas psicosomáticos. *Clínica y Salud*, 22(2), 175-186. Recuperado de <https://goo.gl/u3Bbgu>
- Rodick, J. D., Henggeler, S. W. & Hanson, C. L. (1986). An evaluation of the family adaptability and cohesion evaluation scales and the circumplex model. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 14(1), 77-87. doi: <https://doi.org/10.1007/BF00917223>
- Rodrigo, M. J., Máiquez, M. L., García, M., Mendoza, R., Rubio, A., Martínez, A & Martín, J. C. (2004). Relaciones padres-hijos y estilos de vida en la adolescencia. *Psicothema*, 16(2), 203-210.
- Romo, L. F., Lefkowitz, E. S., Sigman, M. & Au, T. K. (2002). A longitudinal study of maternal messages about dating and sexuality and their influence on Latino adolescents. *Journal of Adolescent Health*, 31(1), 59-69.
- Salazar-Granara, A., Santa María-Álvarez, A., Solano-Romero, I., Lázaro-Vivas, K., Arrollo-Solís, S., Araujo-Tocas, V.,... Echazu-Irala, C. (2007). Conocimientos de sexualidad, inicio de relaciones sexuales y comunicación familiar, en adolescentes de instituciones educativas nacionales del distrito de El Agustino, Lima-Perú. *Revista Horizonte Médico*, 7(2), 79-85.
- Sales, J. McD., Milhausen, R. R., Wingood, G. M., DiClemente, R. J., Salazar, L. F. & Crosby, R. A. (2008). Validation of a parent-adolescent communication scale for use in STD/HIV prevention interventions. *Health Education and Behavior*, 35(3), 332-345. doi: <http://dx.doi.org/10.1177/1090198106293524>
- Sax, L. J. & Weintraub, D. S. (2014). Exploring the parental role in first-year students' emotional well-being: Considerations by gender. *Journal of Student Affairs Research and Practice*, 51(2), 113-127. doi: <http://dx.doi.org/10.1515/jsarp-2014-0013>
- Schmidt, V., Maglio, A., Messoulam, N. & González, A. (2010). La comunicación del adolescente con sus padres: construcción y validación de una escala desde un enfoque mixto. *Revista Interamericana de Psicología*, 44(2), 299-311.
- Schmidt, V., Messoulam, N., Molina, M. F. & Abal, F. (2008). Hacia una versión argentina de una escala de comunicación padres-adolescente. *Revista Interamericana de Psicología*, 42(1), 41-48.
- Taniguchi, E. & Aune, R. K. (2013). Communication with parents and body satisfaction in college students. *Journal of American College Health*, 61(7), 387-396. doi: <http://dx.doi.org/10.1080/07448481.2013.820189>
- van Dijk, M. P. A., Branje, S., Keijsers, L., Hawk, S. T., Hale, W. W. & Meeus, W. (2014). Self-concept clarity across adolescence: Longitudinal associations with open communication with parents and internalizing symptoms. *Journal of Youth and Adolescence*, 43(11), 1861-1876. doi: <http://dx.doi.org/10.1007/s10964-013-0055-x>
- Weinman, M. L., Small, E., Buzi, R. S. & Smith, P. B. (2008). Risk factors, parental communication, self and peers' beliefs as predictors of condom use among female adolescents attending family planning clinics. *Child and Adolescent Social Work Journal*, 25, 157-170. doi: <http://dx.doi.org/10.1007/s10560-008-0118-0>
- Westland, J. C. (2015). *Structural equation models. From paths to networks*. Nueva York: Springer.